N° 21-601-MIF au catalogue — N° 084
ISSN : 1707-0376
ISBN : 978-0-662-73978-4

Document de recherche

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural

Facteurs de risque associés aux blessures à la ferme au Canada

1991 à 2001

par Véronique Maltais

Division de l'agriculture
Immeuble Jean Talon, 12e étage, Ottawa, K1A 0T6

Téléphone: 1-800-465-1991

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Statistique Canada
Division de l'agriculture

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural

Facteurs de risque associés aux blessures à la ferme au Canada

1991 à 2001

Avril 2007

N° 21-601-MIF au catalogue

ISSN : 1707-0376

ISBN : 978-0-662-73978-4

Périodicité : hors série

Rédactrice : Verna Mitura

Ottawa

This publication is available in English upon request (catalogue no. 21-601-MIE).

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2007

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
0	zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
0[s]	valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
[p]	préliminaire
[r]	révisé
x	confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
[A]	excellent
[B]	très bon
[C]	bon
[D]	acceptable
[E]	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié

Résumé

Les données nationales du Recensement de l'agriculture de 2001 ont été utilisées pour mettre en évidence les facteurs qui influent sur la probabilité qu'un exploitant ait subi une blessure non mortelle résultant de ses activités agricoles au cours des 12 mois précédents. L'étude est fondée sur les données pondérées de 274 797 exploitants agricoles, pour lesquelles on a utilisé une régression logistique et une analyse de rapports de cotes. Les résultats montrent que les hommes de moins de 55 ans qui sont les principaux exploitants de l'exploitation et qui travaillent moins de 40 heures par semaine sur la ferme sont plus susceptibles de subir une blessure que les autres. La quantité de certaines unités de production, comme les bovins de boucherie et la superficie cultivée, est positivement reliée à la probabilité de blessure, alors que d'autres unités de production comme les bovins laitiers et les porcs n'ont pas d'effet significatif. Il semble que les recettes agricoles soient inversement liées au risque de blessure.

Introduction

L'agriculture compte parmi les secteurs d'activité ayant les taux de blessures mortelles les plus élevés. Celui-ci a varié entre 14,9 et 25,6 cas pour 100 000 travailleurs canadiens de 1991 à 1995 (Pickett et autres, 1999). Ces taux s'approchent de ceux observés en moyenne pendant la même période aux États-Unis (18,4) et en Australie (19,4) (*ibid.*). La production agricole se classe donc comme le quatrième secteur le plus dangereux après la production minière, la foresterie et la construction (qui ont enregistré en moyenne durant cette période des taux de blessures mortelles respectifs de 71,0; 62,0 et 31,0 par 100 000 travailleurs) (*ibid.*). En ce qui concerne les blessures non mortelles chez les producteurs agricoles, les études qui ont été examinées indiquent que les fréquences annuelles se situent généralement autour de 5 % à 10 % de la population.

L'âge moyen des exploitants agricoles au Canada a augmenté au cours des dernières années. D'après les données des recensements de 1991, 1996 et 2001, la proportion de producteurs ayant moins de 35 ans a diminué graduellement (passant de 19,9 % à 15,8 % puis à 11,5 %), alors que celle des producteurs de 55 ans et plus a augmentée (passant de 32,1 % à 32,3 %. puis à 34,9 %). L'évolution de l'âge moyen traduit aussi cette tendance. Le Recensement de l'agriculture de 1991 révèle que l'âge moyen des exploitants agricoles canadiens était de 47,5 ans. Cette valeur a augmenté à 48,3 ans et à 49,9 ans aux recensements de 1996 et 2001 respectivement.

Ce schéma de vieillissement laisse présager que la fréquence des problèmes de santé augmentera au sein de la population agricole. Plusieurs études ont mis en évidence que lorsqu'un exploitant a reçu un diagnostic d'arthrite ou de rhumatisme, de difficultés auditives ou de perte d'acuité visuelle, le risque de blessures résultant des activités agricoles augmente (McCurdy et Carroll, 2000, Browning et autres, 1998, Lewis et autres, 1998). Hansen (1986) a aussi montré que les producteurs plus âgés tendent à utiliser des machines plus anciennes souvent dépourvues de dispositif de sécurité. En outre, la rapidité des réflexes diminuant chez les producteurs plus âgés, il est possible que

ces derniers soient plus susceptibles de subir des blessures (Etherton et autres, 1991). Comme il n'existe pas d'âge de retraite obligatoire dans le secteur de la production agricole et que le transfert intergénérationnel de ces entreprises tend à s'étaler sur de nombreuses années, plusieurs exploitants continuent d'accomplir certaines tâches au-delà de l'âge auquel ils ont les capacités de le faire de façon sécuritaire.

Afin d'optimiser les résultats des mesures préventives de sécurité à la ferme, il serait utile de pouvoir cibler les personnes qui sont plus sujettes à subir des blessures dans le cadre de leurs activités agricoles. À cet effet, la présente analyse portera sur la relation entre la probabilité de subir une blessure liée à l'exploitation agricole et les caractéristiques de l'entreprise et de son exploitant. Elle permettra de fournir des indications aux décideurs afin de maximiser l'efficacité des programmes axés sur la réduction et la prévention des blessures au travail dans le secteur agricole. On y dégagera également divers facteurs qui peuvent influer sur la probabilité des accidents.

Méthodologie

Source des données

Les données utilisées dans le cadre de la présente étude sont tirées du Recensement de l'agriculture de 2001. Les fermes dont les recettes agricoles brutes étaient inférieures à 10 000 $ ont été exclues en raison de leur petite taille, laissant 274 797 exploitants dans l'analyse. On a tenu compte de chaque personne responsable de prendre des décisions liées à la gestion quotidienne de l'exploitation agricole, jusqu'à concurrence de trois exploitants par entreprise. La question de recensement utilisée pour recueillir l'information concernant la blessure de l'exploitant se lit comme suit : « Au cours des 12 derniers mois, cet exploitant a-t-il subi une blessure liée à l'exploitation agricole qui a nécessité des soins médicaux ou qui lui a fait perdre du temps de travail? ». Si la réponse était affirmative, le type de blessure était recensé.

Modèle de régression logistique

Ce modèle présume qu'au moins une caractéristique de l'exploitant ou de l'entreprise agricole influe sur la probabilité qu'un exploitant se blesse. Le modèle de régression logistique permettra d'examiner la relation entre le risque de blessure et les variables indépendantes retenues (c.-à-d. les caractéristiques de l'entreprise agricole et de son exploitant). Ce modèle permet de calculer les rapports de cotes qui facilitent la compréhension de cette relation. Ces caractéristiques et les explications concernant les raisons pour lesquelles elles ont été incluses au modèle sont exposées dans la prochaine section.

Un modèle de régression logistique[1] est conçu pour estimer les paramètres d'une analyse de régression multiple dans laquelle la variable dépendante est nominale. Dans le cas présent, cette variable est dichotomique, elle prendra la valeur de 1 si l'exploitant a subi une blessure au cours des 12 derniers mois et de 0 si tel n'est pas le cas.

Ce modèle exprime les probabilités conditionnelles qu'un exploitant *i* subisse une blessure au cours de l'année comme fonction linéaire d'un ensemble de variables explicatives. On représente le modèle comme suit :

$$\text{Log}\left[\frac{\hat{Y}_i}{(1-\hat{Y}_i)}\right] = \alpha + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i$$

où $\hat{Y}_i$ est l'estimation de la probabilité conditionnelle qu'un exploitant *i* subisse une blessure (c.-à-d. que $P(\hat{Y}_i) = 1$) selon les variables explicatives du modèle. Par conséquent, $1 - \hat{Y}_i$ est la probabilité conditionnelle qu'un exploitant *i* ne subisse pas de blessure. Le rapport $(\hat{Y}_i)/(1-\hat{Y}_i)$ correspond à la cote ou à la probabilité relative de se retrouver dans l'une de ces deux situations. La coordonnée à l'origine α et les coefficients ß associés à chacune des variables indépendantes sont les éléments de la régression logistique à estimer, X_{ik} représente la variable indépendante *k* associée à l'exploitant *i* de l'échantillon, tandis que ε_i correspond au résidu aléatoire associé à l'exploitant *i*. La probabilité relative que l'exploitant *i* subisse une blessure peut être calculée en utilisant l'équation précédente de façon exponentielle. Toutes les analyses statistiques ont été effectuées avec le progiciel statistique SAS.

Variables indépendantes

Le choix des variables indépendantes utilisées dans la régression est basé sur la recension de la documentation, la disponibilité des données et l'analyse de corrélation entre les variables retenues (voir le tableau des coefficients de Pearson en annexe). Les variables indépendantes utilisées dans la présente analyse sont exposées ci-dessous.

1. Sexe

Dans toutes les études consultées, on constate que le risque de blessure à la ferme est plus élevé pour les hommes que pour les femmes (Ferguson et autres, 1999; Hagel et autres, 2004; Stallones et Beseler, 2003; Virtanen et autres, 2003; Hwang et autres, 2001; McCurdy et Carroll, 2000; Pickett et autres, 1999). Certaines études révèlent que cette différence s'atténue lorsqu'on considère la durée d'exposition au travail agricole (Miller et autres, 2004; McCurdy et Carroll, 2000). D'autres études tendent à démontrer le contraire (Ferguson et autres, 1999). Cette ventilation des données n'est pas possible dans le cadre de la présente étude parce que le nombre d'heures travaillées à la ferme n'est pas une variable continue; elle est seulement définie selon trois catégories. Il semble donc

1. Pour obtenir plus de renseignements au sujet de ce modèle, veuillez consulter Greene 2003.

raisonnable de poser l'hypothèse que les exploitants de sexe masculin sont plus susceptibles de subir une blessure à la ferme.

2. Âge

L'âge peut influer sur la probabilité de blessure. En effet, l'âge peut constituer une donnée de substitution de plusieurs éléments comme l'état de santé général, l'expérience cumulée, la tendance à prendre des risques, la vitesse des réflexes, l'acuité visuelle et l'ouïe. L'âge peut aussi être lié à certains facteurs de risque. Par exemple, l'étude de Hansen (1986) suggère qu'il existerait un lien entre l'âge et la probabilité d'utiliser des tracteurs dépourvus de dispositifs de sécurité et plus près de la fin de leur vie utile.

Les conclusions concernant l'influence de l'âge sur la probabilité de blessure sont partagées. Des études montrent que les groupes d'exploitants et de travailleurs agricoles plus jeunes et/ou plus âgés sont davantage sujets à subir des blessures (Hagel et autres, 2004; Sprince et autres, 2002, 2003a, 2003b, 2003c; McCurdy et Carroll, 2000; Lewis et autres, 1998; Lyman et autres, 1999; Pickett et autres, 1999). Il semblerait que le risque de chute soit plus élevé chez les producteurs plus âgés (Hagel, 2004; Sprince 2003c), alors que ceux qui appartiennent au groupe plus jeune sont plus susceptibles de subir des blessures causées par la machinerie agricole (Hagel, 2004; Sprince 2002). De ces études, on s'attend à ce que le groupe de producteurs plus jeunes et celui des exploitants agricoles plus âgés soient davantage susceptibles de subir une blessure à la ferme.

3. Rang de l'exploitant

Comme le rang de l'exploitant est une donnée de substitution de l'exposition au travail agricole, il semble vraisemblable que cette variable aille de pair avec la probabilité de subir une blessure. D'après l'étude de la littérature de McCurdy et Carroll (2000), le risque de blessures serait trois fois supérieur pour l'exploitant principal que pour les autres exploitants. En ce qui concerne les blessures mortelles, le Programme canadien de surveillance des blessures en milieu agricole indique que 60,2 % des blessures mortelles sont subies par l'exploitant principal (Pickett et autres, 1999). En étudiant les facteurs de risque de blessures dans les fermes ontariennes, Simpson et autres (2004) ont aussi montré que l'exploitant principal est plus susceptible de subir une blessure. L'effet du niveau de responsabilité de l'exploitant peut être lié au fait que cette variable constitue également une donnée de substitution du stress découlant de l'exploitation. Certaines études concluent que ce facteur est positivement corrélé à la probabilité de blessure à la ferme (Sprince et autres, 2002; Geller, 1990).

4. Nombre d'heures travaillées à la ferme par semaine

Le nombre d'heures travaillées à la ferme peut être une donnée de substitution d'éléments tels l'exposition au risque, la fatigue et l'expérience, qui peuvent avoir des effets contradictoires. D'après la documentation, la probabilité de blessure est plus élevée pour les personnes travaillant à temps plein sur la ferme (Sprince et autres, 2002; McCurdy et Carroll, 2000; Lewis et autres, 1998). On s'attend donc à ce que le nombre d'heures

travaillées soit positivement lié aux blessures à la ferme. Comme les données disponibles distinguent seulement une catégorie de producteurs qui travaillent plus de 40 heures par semaine, il est peu probable que les résultats montrent qu'au-delà d'un certain seuil, la fatigue fasse contrepoids à l'effet de l'expertise technique et que la probabilité de blessure augmente. L'existence d'un tel seuil a été démontrée dans la documentation. Par exemple, Sprince et autres (2002 et 2003a) ont révélé que les exploitants travaillant plus de 50 heures par semaine étaient plus susceptibles d'avoir subi une blessure au cours des 12 derniers mois. Fergusson et autres (2005) ont découvert cette même relation en étudiant l'effet d'une variable binaire identifiant les producteurs travaillant de 61 à 80 heures par semaine sur la probabilité que le producteur ait été impliqué dans un accident de tracteur.

5. Travail hors ferme

D'après la documentation, les producteurs qui ont un emploi hors ferme tendent à subir moins de blessures (Simpson et autres, 2004; Sprince et autres, 2003b et 2002). Comme la durée de travail hors ferme est inversement proportionnelle au temps d'exposition au travail agricole, il est vraisemblable que cette variable soit négativement liée à la probabilité de blessure pendant l'accomplissement des tâches agricoles.

6. Type de ferme et présence de bétail

Les animaux de ferme sont l'une des principales causes de blessures à la ferme (Pickett et autres, 1999). Dans la documentation, on tend à montrer que la présence d'animaux en général et de bovins en particulier augmente la probabilité de subir une blessure (Sprince et autres, 2003a; Hwang et autres, 2001; Browning et autres, 1998; Zhou et Roseman, 1994). D'après les études examinées par McCurdy et Carroll (2000), le risque de blessure des travailleurs agricoles œuvrant dans la production bovine et laitière serait environ deux fois supérieur à la moyenne dans d'autres productions. Virtanen (2003) a aussi observé cette relation et dans son analyse, l'auteur rapporte que le risque de blessure est proportionnel au nombre de vaches laitières. En utilisant le nombre de blessures par 100 000 heures travaillées comme variable dépendante, Miller et autres (2004) ont montré que le fait de travailler avec des chevaux était l'un des principaux facteurs de risque. Les variables qui seront retenues dans cette étude pour estimer l'effet de la présence d'animaux sont le type de ferme, le nombre de vaches laitières, le nombre de bovins de boucherie et le nombre de porcs. On s'attend à ce que les exploitants de fermes bovines et laitières soient plus sujets à subir une blessure et que le risque augmente avec la taille du cheptel.

7. Taille de la ferme

La documentation tend à montrer que la taille de l'exploitation augmente la probabilité de blessure à la ferme (McCurdy et Carroll, 2000). Par exemple, Browning et autres (1998) ont mis en évidence que les exploitants des fermes dont les recettes agricoles sont supérieures à 40 000 $ risquent davantage de se blesser. En utilisant la superficie

cultivable comme variable de substitution pour la taille de la ferme, Virtanen et autres (2003) ont mis en évidence que ce risque est plus important pour les travailleurs des fermes dont la superficie cultivable varie entre 49 et 245 acres. Hoskin et autres (1988) ont montré que la probabilité relative de blessure était de 25 % supérieure pour les fermes dont la superficie cultivable est de 49 acres ou plus. Dans la présente étude, les recettes agricoles brutes et la superficie cultivée seront retenus comme variable de substitution de la taille de l'exploitation. Il est prévu que ces variables auront un effet positif.

8. Semaines de travail rémunéré à la ferme

Des études ont révélé que les cas de blessure à la ferme étaient plus fréquents dans les fermes où le personnel engagé ont travaillé sur la ferme pendant 12 semaines et plus pendant l'année (Sprince et autres, 2003a et b). La présente analyse vérifiera si le fait d'employer du personnel rémunéré pendant 12 semaines ou plus par année augmente la probabilité de subir des blessures à la ferme.

Description de la variable dépendante

Seulement 3,5 % des répondants ont affirmé avoir subi une blessure liée à l'exploitation agricole durant les 12 mois précédant le recensement. Cette fréquence est moindre que celle observée dans la plupart des études existantes. Dans une revue des enquêtes sur la sécurité à la ferme, McCurdy et Carroll (2000) ont relevé des taux d'incidence de blessure variant de 0,5 % à 16,6 % par année, le taux moyen se situant généralement entre 5 % et 10 %. Cependant, le taux de blessure relevé ici semble donc relativement faible.

Le tableau ci-dessous montre les types de blessures subies par les exploitants et la fréquence des blessures. Il s'en dégage que près de 2 blessures sur 5 sont des fractures (20,70 %) ou des plaies ouvertes 19,79 %). La plupart des blessures à la ferme (51,95 %) sont musculosquelettiques (c'est-à-dire, les fractures, les dislocations, les entorses et foulures et les blessures au dos).

Tableau 1 Blessures liées à l'agriculture subies par les exploitants agricoles, Canada, 2001

Type de blessure	Nombre de blessures	Pourcentage de blessures
Blessures multiples	386	4,01
Fractures	1 991	20,70
Dislocations	242	2,52
Entorses et foulures	1 359	14,13
Plaies ouvertes	1 903	19,79
Blessure par écrasement	527	5,48
Corps étranger dans les oreilles, les yeux, le nez et la bouche	361	3,75
Blessures à la tête	138	1,43
Brûlures	110	1,14
Blessures internes	39	0,41
Blessures au dos	1 403	14,59
Empoisonnements	81	0,84
État pathologique non lié à un traumatisme	453	4,71
Autres blessures	624	6,49
Total	9 617	100,00

Source : Statistique Canada, Recensement de l'agriculture, 2001.

Limites

On peut invoquer plusieurs raisons pour lesquelles les cas de blessures à la ferme ne sont pas tous relevés, par exemple, le fait que la période de rappel soit de 12 mois. Harrell (1995) ainsi que Landen et Hendricks (1995) ont mis en évidence que les blessures récentes sont plus susceptibles d'être rapportées que celles qui ont été causées plusieurs mois avant l'enquête. Il a aussi été montré que les producteurs agricoles tendent à considérer que les blessures font partie de leur métier et qu'ils sont réticents à les signaler dans les enquêtes (Cummings, 1992).

Il faut noter que la question de recensement ne permet pas aux répondants d'indiquer plus d'une blessure et qu'elle porte uniquement sur les blessures des exploitants responsables de la gestion quotidienne de l'entreprise. L'étude ne tient donc pas compte des blessures des travailleurs agricoles ni des personnes non responsables de l'exploitation.

Résultats

Statistiques descriptives

Les résultats de l'analyse sont présentés au tableau 2. Les cas de blessures relevés sont plus fréquents chez les hommes (4,04 %) que chez les femmes (1,89 %). Les exploitants de 66 ans et plus présentent un pourcentage de blessure légèrement moins élevé (2,95 %) que les autres classes d'âges, chez lesquelles les fréquences de blessures sont assez semblables (elles varient entre 3,23 % et 3,76 %). En 2001, les principaux exploitants

agricoles ont été proportionnellement plus nombreux à subir des blessures (4,13 %) que les deuxièmes ou les troisièmes (respectivement 2,00 % et 2,42 %). Les exploitants qui travaillent moins de 20 heures par semaine dans leur ferme semblent se blesser plus fréquemment que ceux qui y travaillent un plus grand nombre d'heures, alors que les exploitants travaillant plus de 40 heures par semaine à l'extérieur de la ferme sont plus susceptibles de se blesser que les exploitants consacrant moins de temps à ce type d'emploi.

En ce qui concerne l'incidence des caractéristiques de la ferme, on remarque que les fermes qui se spécialisent dans l'élevage de chevaux, la production de produits forestiers et l'élevage de bovins ont des pourcentages de blessure plus élevés (respectivement 4,52 %, 4,21 % et 4,19 %). À l'opposé, les producteurs de fruits et légumes et les éleveurs de volailles ont des taux de blessure plus faibles que les autres types d'exploitants (respectivement 2,14 % et 2,24 %).

La proportion d'exploitants blessés n'augmente pas constamment avec l'augmentation du nombre de bovins laitiers. Cependant, elle augmente lorsque la taille des cheptels de bovins de boucherie augmente. Pour ce qui est des éleveurs de porcs, le taux de blessure atteint un maximum de 4,39 % pour les exploitants ayant un troupeau de 101 à 500 porcs et il diminue ensuite avec l'augmentation du nombre de porcs.

Les deux variables de substitution pour la taille de la ferme, qui comprennent la superficie et les ventes brutes, montrent que les exploitants de petites fermes subissent relativement moins de blessures. La fréquence des blessures chez les exploitants des fermes dont la superficie cultivable est de 70 acres ou moins et chez ceux qui réalisent des recettes agricoles brutes de 50 000 $ ou moins sont les plus faibles pour ces variables (respectivement 2,85 % et 2,90 %).

En ce qui concerne l'intensité du travail, il semble que les exploitants qui ont recours à une main-d'œuvre rémunérée pendant 12 semaines ou plus ont un taux de blessure un peu plus élevé que les autres (3,72 % contre 3,37 %). Le grand nombre d'observations a permis de constater que l'erreur-type des résultats est plutôt faible.

Tableau 2 Blessures chez les exploitants agricoles, Canada, 2001

	Nombre d'exploitants	Nombre de cas de blessures	Pourcentage d'exploitants blessés	Erreur-type pourcentage
Nombre total d'exploitants	274 797	9 617	3,50	---
Sexe				
Homme	205 918	8 315	4,04	0,0430
Femme	68 879	1 302	1,89	0,0517
Âge[1]				
25 ans et moins	6 876	222	3,23	0,2119
26 à 35 ans	31 099	1 114	3,58	0,1045
36 à 45 ans	75 084	2 823	3,76	0,0688
46 à 55 ans	76 025	2 734	3,60	0,0671
56 à 65 ans	50 903	1 697	3,33	0,0792
66 ans et plus	34 810	1 027	2,95	0,0903
Rang de l'exploitant				
Premier	191 737	7 919	4,13	0,0452
Deuxième	73 973	1 478	2,00	0,0511
Troisième	9 087	220	2,42	0,1588
Moyenne d'heures de travail sur la ferme par semaine				
Moins de 20	153 550	7 051	4,59	0,0531
20 à 40	70 955	1 886	2,66	0,0600
Plus de 40	50 292	680	1,35	0,0511
Moyenne d'heures de travail hors ferme par semaine				
Aucune	166 114	6 443	3,88	0,0471
Moins de 20	39 866	987	2,48	0,0771
20 à 40	44 952	1 282	2,85	0,0779
Plus de 40	23 865	905	3,79	0,1227
Type de ferme				
Bovins	81 409	3 412	4,19	0,0699
Produits laitiers	31 552	1 213	3,84	0,1078
Porcs	10 351	340	3,28	0,1732
Volaille et oeufs	5 534	124	2,24	0,1960
Moutons, agneaux et chèvres	3 247	116	3,57	0,3251
Chevaux et poneys	9 165	414	4,52	0,2162
Autres spécialités de bétail	4 032	129	3,20	0,2757
Combinaison de bétail	93 313	2 830	3,03	0,0557
Grandes cultures	21 089	541	2,57	0,1082
Fruits et légumes	5 828	125	2,14	0,1880
Produits forestiers	5 339	225	4,21	0,2742
Autres	3 938	148	3,76	0,3009
Nombre de bovins laitiers				
Aucun	238 843	8 228	3,44	0,0371
1 à 15	3 442	153	4,45	0,3505
16 à 30	5 499	201	3,66	0,2523
31 à 45	10 406	436	4,19	0,0196
46 à 60	7 086	286	4,04	0,2330
Plus de 60	9 521	313	3,29	0,1820

Tableau 2 Blessures chez les exploitants agricoles, Canada, 2001 (fin)

	Nombre d'exploitants	Nombre de cas de blessures	Pourcentage d'exploitants blessés	Erreur-type pourcentage
Nombre de bovins d'abattage				
Aucun	167 040	4 974	2,98	0,0413
1 à 25	38 017	1 306	3,44	0,0930
26 à 50	28 252	1 195	4,23	0,1193
51 à 100	23 438	1 128	4,81	0,1391
101 à 150	9 032	489	5,41	0,2368
Plus de 150	9 018	525	5,82	0,2449
Nombre de porcs				
Aucun	255 018	8 860	3,47	0,0360
1 à 100	6 913	291	4,21	0,2408
101 à 500	4 258	187	4,39	0,3122
501 à 1 000	2 799	105	3,75	0,3550
Plus de 1000	5 809	174	3,00	0,2211
Superficie cultivée en acres				
70 ou moins	69 897	1 995	2,85	0,0626
71 à 400	119 553	4 120	3,45	0,0525
401 à 760	37 743	1 526	4,04	0,1007
761 à 1 600	30 584	1 282	4,19	0,1137
Plus de 1 600	17 020	694	4,08	0,1502
Recettes agricoles brutes[2] ($)				
50 000 $ ou moins	104 049	3 016	2,90	0,0517
50 001 à 250 000 $	115 810	4 642	4,01	0,0573
250 001 à 500 000 $	34 279	1 323	3,86	0,1032
Plus de 500 000 $	20 659	636	3,08	0,1189
Nombre de semaines de travail rémunéré effectué à la ferme				
Moins de 12	176 050	5 939	3,37	0,0428
12 ou plus	98 747	3 678	3,72	0,0598

1. Âge de l'exploitant le 15 mai 2001.
2. Recettes agricoles brutes totales de l'exploitation en 2000 (année civile) ou pour le dernier exercice comptable (budgétaire) complet en incluant les ventes de produits forestiers.

Note : Les coefficients de variation pour toutes les fréquences se situent entre 0,00 % et 4,99 %.
Source : Statistique Canada, Recensement de l'agriculture, 2001.

Estimation du modèle de régression logistique

Les coefficients estimés pour les variables retenues pour la régression logistique[2] sont présentés dans le tableau 3. Le résultat du chi carré du ratio de vraisemblance rejette l'hypothèse nulle selon laquelle tous les coefficients estimés sont égaux à zéro. Conséquemment, une ou plusieurs des variables retenues seraient significativement liées à la probabilité de blessure à la ferme.

2. Le type de ferme et le nombre total de porcs n'ont pas été retenu pour la régression en raison de leur faible capacité d'explication.

Les résultats montrent que les femmes sont moins susceptibles de subir des blessures liées aux activités agricoles. Il en va de même pour les personnes plus âgées et celles qui occupent un rang d'exploitant agricole moins élevé. La probabilité de blessure diminue lorsque le nombre d'heures hebdomadaires travaillées à la ferme passe de moins de 20 heures à plus de 40 heures. La probabilité de blessure semble augmenter avec le nombre d'unités de production (c.-à-d. le nombre de vaches laitières, de bovins de boucherie et d'acres cultivés) et diminuer avec les recettes agricoles brutes. L'interprétation de l'ampleur des effets des variables est plus simple avec les rapports de cotes, comme le montre la section suivante.

Tableau 3 Analyse de la régression logistique multivariée des risques potentiels de blessure à la ferme, Canada, 2001

Variables indépendantes	Coefficients estimés	Chi carré de Wald	Pr >Chi carré
Ordonnée à l'origine	-1,6549	553.6028	<.0001[2]
Sexe	-0,3397	87.6135	<.0001[2]
Âge	-0,0719	68.3136	<.0001[2]
Rang de l'exploitant	-0,3595	159.4802	<.0001[2]
Moyenne d'heures travaillées à la ferme par semaine	-0,4977	697.2668	<.0001[2]
Moyenne d'heures de travail hors ferme par semaine	0,0024	0.0477	0.8271
Nombre de bovins laitiers	0,0281	9.3654	0.0022[2]
Nombre de bovins de boucherie	0,1200	275.2209	<.0001[2]
Superficie cultivée en acres	0,0218	4.4259	0.0354[1]
Recettes agricoles brutes ($)	-0,0692	22.8529	<.0001[2]

1. Les coefficients estimés sont différents de zéro à un seuil de confiance de 5 %.
2. Les coefficients estimés sont différents de zéro à un seuil de confiance de 1 %.
Source : Statistique Canada, Recensement de l'agriculture, 2001.

Estimation de rapports de cotes

Les rapports de cotes indiquent la probabilité relative qu'une personne dotée d'une certaine caractéristique subisse une blessure résultant de ses activités agricoles, comparativement à une autre dotée d'une caractéristique de référence donnée, alors que les effets de toutes les autres caractéristiques sont pris en compte. Lorsque les valeurs du rapport de cotes sont supérieures à un, cela signifie que la variable semble être liée à une augmentation des probabilités qu'un exploitant agricole va subir une blessure, tandis que les valeurs inférieures à un indique que la variable est liée négativement aux probabilités de subir une blessure à la ferme. Les rapports de cotes ont été estimés avec une limite de confiance de 95 %. Les résultats sont présentés au tableau 4.

D'après cette estimation, les exploitants agricoles de sexe masculin auraient une probabilité relative de subir une blessure supérieure à celle des exploitantes agricoles. Les exploitants de 25 ans et moins seraient proportionnellement plus nombreux à subir des blessures que leurs homologues de plus de 56 ans.

Le degré de responsabilité à la ferme semble aussi avoir une certaine influence sur la probabilité de blessure à la ferme. En effet, les deuxième et troisième exploitants ont une probabilité relative de blessure inférieure à celle des principaux exploitants.

La probabilité relative de blessure semble être moins élevée pour les exploitants qui travaillent sur la ferme plus de 40 heures par semaine. Ceux effectuant moins de 20 heures de travail par semaine sur la ferme seraient plus de deux fois plus susceptibles de subir une blessure. Par contre, les exploitants consacrant moins de 20 heures par semaine à un emploi hors ferme auraient un peu moins du tiers de la probabilité relative de blessure que ceux qui consacrent plus de 40 heures à un travail hors ferme. Ceci porte à croire que l'expertise acquise dans le cadre du travail agricole aurait un effet négatif important sur la probabilité de blessure.

Les rapports de cotes les plus élevés sont attribuables aux exploitants de fermes chevalines et ovines, alors que les producteurs de volailles ont les plus faibles. Ce résultat correspond à l'une des conclusions de l'étude de Miller et autres (2004) qui a révélé que le travail avec les chevaux est l'une des activités causant le plus de blessures par 100 000 heures travaillées. Les producteurs spécialisés dans la production de bovins de boucherie ne se démarqueraient donc pas comme étant le groupe le plus susceptible de subir des blessures. Il semble toutefois que la probabilité de blessure progresse en même temps que le nombre de bovins de boucherie augmente. Quant à la probabilité relative de blessure, la variation ne semble pas présenter une constance avec la taille du cheptel de bovins laitiers. La taille du cheptel de porcs n'aurait aucun effet significatif sur le rapport de cotes.

Les résultats montrent que les exploitants des fermes dont la superficie cultivée est de moins de 400 acres ont une probabilité relative de blessure inférieure d'environ un cinquième à celle des personnes dont l'exploitation est de plus de 1 600 acres de superficie cultivable. Toutefois, les exploitants de fermes réalisant plus de 500 000 $ de recettes agricoles brutes semblent présenter une probabilité relative beaucoup moindre de s'être blessé au cours de l'année précédent l'enquête que tous les groupes d'exploitants ayant réalisé des recettes de 500 000 $ ou moins.

La probabilité relative de blessure à la ferme serait légèrement supérieure pour les exploitants de fermes employant de la main d'œuvre rémunérée pendant 12 semaines ou plus annuellement. La quantité de tâches manuelles à exécuter à la ferme serait donc positivement liée à la probabilité de blessure.

Tableau 4 Estimation des rapports de cotes pour les blessures des exploitants agricoles canadiens, 2001

Variables indépendantes	Rapport de cotes (RC)	Borne inférieure 95 % RC	Borne supérieure 95 % RC
Sexe			
Homme	1,44	1,33	1,56[5]
Femme[R]	1,00	1,00	1,00
Âge[1]			
25 ans et moins[R]	1,00	1,00	1,00
26 à 35 ans	1,00	0,86	1,16
6 à 45 ans	0,98	0,85	1,14
46 à 55 ans	0,91	0,79	1,05
56 à 65 ans	0,81	0,69	0,93[5]
66 ans et plus	0,72	0,62	0,84[5]
Rang de l'exploitant			
Premier[R]	1,00	1,00	1,00
Second	0,64	0,60	0,70[5]
Troisième	0,60	0,52	0,70[5]
Moyenne d'heures travaillées à la ferme par semaine			
Moins de 20	2,40	2,20	2,62[5]
20 à 40	1,67	1,53	1,83[5]
Plus de 40[R]	1,00	1,00	1,00
Moyenne d'heures de travail hors ferme par semaine			
Aucune	0,95	0,88	1,02
Moins de 20	0,71	0,64	0,78[5]
20 à 40	0,84	0,77	0,92[5]
Plus de 40[R]	1,00	1,00	1,00
Type de ferme			
Bovins[R]	1,00	1,00	1,00
Produits laitiers	1,18	0,92	1,52
Porcs	0,89	0,71	1,13
Volailles et oeufs	0,76	0,63	0,93[5]
Moutons, agneaux et chèvres	1,26	1,04	1,53[4]
Chevaux et poneys	1,75	1,55	1,97[5]
Autres spécialités de bétail	1,17	0,97	1,41
Combinaisons de bétail	0,86	0,80	0,93[5]
Grandes cultures	0,81	0,72	0,90[5]
Fruits et légumes	0,83	0,69	1,01[3]
Produits forestiers	1,06	0,91	1,23
Autres	1,03	0,86	1,22
Nombre de bovins laitiers			
Aucun	1,30	1,00	1,70[4]
1 à 15	1,42	1,07	1,88[4]
16 à 30	1,02	0,85	1,23
31 à 45	1,18	1,01	1,38[4]
46 à 60	1,17	0,99	1,38[3]
Plus de 60[R]	1,00	1,00	1,00

Tableau 4 Estimation des rapports de cotes pour les blessures des exploitants agricoles canadiens, 2001 (fin)

Variables indépendantes	Rapport de cotes (RC)	Borne inférieure 95 % RC	Borne supérieure 95 % RC
Nombre de bovins de boucherie			
Aucun	0,63	0,56	0,71[5]
1 à 25	0,76	0,67	0,85[5]
26 à 50	0,84	0,75	0,94[5]
51 à 100	0,85	0,76	0,95[5]
101 à 150	0,92	0,80	1,04
Plus de 150[R]	1,00	1,00	1,00
Nombre de porcs			
Aucun	1,03	0,79	1,36
1 à 100	1,14	0,86	1,53
101 à 500	1,19	0,93	1,51
501 à 1 000	1,15	0,90	1,48
Plus de 1 000[R]	1,00	1,00	1,00
Superficie cultivée en acres			
70 ou moins	0,82	0,73	0,92[5]
71 à 400	0,87	0,78	0,96[5]
401 à 760	0,92	0,83	1,02
761 à 1 600	0,94	0,85	1,03
Plus de 1 600[R]	1,00	1,00	1,00
Recettes agricoles brutes[2] ($)			
50 000 $ ou moins	1,28	1,15	1,44[5]
50 001 $ à 250 000 $	1,32	1,19	1,46[5]
250 001$ à 500 000 $	1,22	1,11	1,35[5]
Plus de 500 000 $[R]	1,00	1,00	1,00
Nombre de semaines de travail rémunéré effectué à la ferme			
Moins de 12[R]	1,00	1,00	1,00
12 ou plus	1,06	1,01	1,12[4]

R Indique la catégorie de référence.
1. Âge de l'exploitant le 15 mai 2001.
2. Recettes agricoles brutes totales de l'exploitation en 2000 (année civile) ou pour la dernière période comptable (budgétaire) complet en incluant les ventes de produits forestiers.
3. La différence entre les rapports de cotes est significativement différente de zéro à un seuil de confiance de 10 %.
4. La différence entre les rapports de cotes est significativement différente de zéro à un seuil de confiance de 5 %.
5. La différence entre les rapports de cotes est significativement différente de zéro à un seuil de confiance de 1 %.
Source : Statistique Canada, Recensement de l'agriculture, 2001.

Discussion

Les hypothèses au sujet du sexe et du rang de l'exploitant ont été vérifiées. Les hommes et les principaux exploitants sont plus susceptibles de subir des blessures à la ferme. Il serait intéressant, dans le cadre d'une future analyse, de vérifier si l'importance et l'ampleur de la différence entre les rapports de cotes demeurent observables lorsque le nombre de blessures est relativisé par l'exposition à certaines tâches agricoles. D'après des études précitées, lorsque la variable indépendante est ainsi relativisée, l'écart entre les hommes et les femmes s'amenuise et va parfois jusqu'à s'inverser.

Les résultats montrent que les exploitants de moins de 35 ans sont plus susceptibles à subir une blessure à la ferme et que la fréquence de blessures à la ferme décroît avec l'âge. L'étude de Root (1981) portant sur le risque de blessure des travailleurs dans des secteurs généraux arrive à une conclusion semblable. Il semblerait que l'influence de l'expérience et du savoir-faire sur la probabilité de blessure surpasse celle du processus de vieillissement. Si les données disponibles incluaient de l'information objective sur l'état de santé des exploitants, il serait possible d'élaborer une variable de substitution plus fiable pour ce facteur. Ainsi, il serait possible d'obtenir des résultats plus probants quant à l'influence de cette variable, en particulier sur la probabilité de blessure.

Les rapports de cotes et les résultats de la régression montrent que la durée du travail hebdomadaire dans l'exploitation diminuerait la probabilité de subir une blessure à la ferme. Il semble donc que l'effet d'une plus grande exposition au travail agricole et aux risques qu'il comporte soit plus que compensé par l'expertise des exploitants se consacrant à temps plein à leur ferme. Il est plausible que l'effet de cette variable ne soit pas linéaire et qu'au-delà d'un certain seuil, l'effet de l'expertise soit atténué et que la fatigue l'emporte. Comme une seule catégorie a été définie pour les producteurs travaillant plus de 40 heures, il est impossible de déterminer, dans le cadre de la présente étude, si un tel seuil existe. Il aurait été intéressant qu'une catégorie soit définie afin d'identifier les exploitants travaillant plus de 60 ou 70 heures dans leur exploitation. Une corrélation positive entre le temps de travail et la probabilité de blessure a déjà été mise en évidence par Fergusson et autres (2005) pour les producteurs travaillant de 61 à 80 heures par semaine.

Pour ce qui est de l'influence du travail hors ferme, d'après les rapports de cotes, les exploitants travaillant moins de 40 heures par semaines ont une probabilité relative de se blesser qui est moindre que les producteurs consacrant plus de 40 heures par semaine à ce genre d'activité. Il peut s'agir d'une conséquence de la fatigue causée par la combinaison du travail sur la ferme et hors ferme.

Bien que les exploitants spécialisés dans la production laitière et l'élevage de bovins subissent plus de blessures, les résultats indiquent que la possibilité de blessure est plus élevée chez les éleveurs chevalins et ovins. Le risque de blessure serait plus élevé chez les éleveurs chevalins et ovins pour qui la probabilité relative de blessure est respectivement de 75 % et de 26 % plus élevé que chez les éleveurs bovins, toutes choses étant égales par ailleurs. Selon les rapports de cotes et la régression logistique, l'augmentation de la taille du cheptel de bovins de boucherie influerait sur la hausse la probabilité de subir une blessure. Les exploitants travaillant dans des fermes spécialisées dans la production de grandes cultures et de volailles et d'oeufs sont moins susceptibles de subir des blessures.

L'importance de la superficie cultivée a un effet positif sur la probabilité de blessure, ce qui peut être lié au fait que la probabilité de blessure augmente avec l'utilisation de la machinerie agricole. Il est généralement reconnu que la machinerie agricole est l'une des principales causes de blessure dans le secteur agricole. Coury et autres (1999) rapportent que, selon les données du « *Farm Accident Monitoring System* », la machinerie agricole

est en cause dans 31 % des accidents survenus dans les fermes albertaines en 1995 et dans 65 % des accidents agricoles mortels survenus en Alberta entre 1976 et 1989.

Le résultat selon lequel les recettes agricoles brutes sont négativement liées à la probabilité de blessure découle peut-être de ce que les exploitants tirant une plus grande part de leur revenu de l'activité agricole ont un meilleur savoir-faire et savent mieux comment éviter les blessures.

Résumé

Il ressort des résultats de l'analyse que le fait d'avoir plus de 55 ans, de travailler plus de 40 heures par semaine sur la ferme et d'exploiter une ferme dont les ventes brutes sont relativement élevées réduit la probabilité de blessure à la ferme. Ainsi, l'expérience et l'importance économique relative de l'entreprise pour l'exploitant semblent aller de pair avec le savoir-faire et contribuent à diminuer la probabilité que l'exploitant se blesse pendant qu'il effectue des tâches agricoles.

Le fait d'être de sexe masculin, d'être le principal exploitant, de travailler dans une entreprise disposant d'un cheptel de bovins de boucherie assez important et d'une grande superficie cultivée semble accroître le risque de subir une blessure dans le cadre des activités agricoles. Il semble vraisemblable que ces variables soient corrélées avec l'exposition au risque inhérent aux tâches agricoles. Toutefois, compte tenu des données disponibles, il n'a pas été possible dans cette étude de relativiser la probabilité de blessure lors de l'accomplissement des tâches agricoles avec le degré d'exposition à ces types de tâches. Cette question pourrait faire l'objet d'une future analyse.

D'après la présente étude, les résultats laissent entendre que, pour optimiser l'efficacité des mesures de réduction et de prévention, il faudrait cibler les hommes de moins de 55 ans qui travaillent à temps partiel dans leur exploitation, de même que les principaux exploitants de fermes se spécialisant dans l'élevage chevalin ou ovin ou ceux qui ont un important cheptel de bovins de boucherie, les exploitants agricoles qui ont des superficies cultivées de plus de 400 acres et qui réalisent des recettes agricoles brutes inférieures à 500 000 $.

Bibliographie

Browning, S.R., H. Truszcynska, D. Reed et R. H. McKnight. 1998. « Agricultural Injuries Among Older Kentucky Farmers: The Farm Family Health and Hazard Surveillance Study. » *American Journal of Industrial Medicine*, n° 3, p. 341 à 353.

Coury, H.J.C., G, S. Kumar et E. Jones. 1999. « Farm related injuries and fatalities in Alberta. » *International Journal of Industrial Ergonomics*, n° 23, p. 539 à 547.

Cummings, P.H. 1992. « Farm accidents and injuries among farm families and workers. » *American Association of Occupational Health Nurses*, vol. 39, n° 9, p. 409 à 415.

Etherton J.R., Myers J.R., Jensen R.C., Russell J.C., et Braddee R.W. 1991. Agricultural machine-related deaths. *American Journal Public Health* (81): 766-768.

Ferguson Carlson, K., S.G. Gerberich, T.R. Church, A.D. Ryan, B.H. Alexander, S.J. Mongin, C.M. Renier, X. Zhang, L.R. French et A. Masten. 2005. « Tractor-Related Injuries: A Population-Based Study of a Five-State Region in the Midwest. » *American Journal of Industrial Medicine*, n° 47, p. 254 à 264.

Geller, J.M., R. L. Ludke et T. Stratton. 1990. « Nonfatal farm injuries in North Dakota: A sociological analysis. » *Journal of Rural Health*, vol. 6, n° 2, p. 185 à 196.

Greene, W.H. 2003. *Econometric Analysis: fifth edition*. Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey.

Hagel, L.M., J.A. Dosman, D.C. Rennie, M.W. Ingram, et A. Senthilselvan. 2004. « Effect of Age on Hospitalized Machine-Related Farm Injuries Among the Saskatchewan Farm Population. » *Journal of Agricultural Safety and Health*, vol. 10, n° 3, p. 155 à 162.

Hansen, R.H. 1986. Major injuries due to agricultural machinery. *Annals of Plastic Surgery* 17 (1), 59-64.

Harrell W.A. 1995. Factors influencing involvement in farm accidents. *Perceptual and Motor Skills* (81): 592-594.

Hoskin, A. F., T. A. Miller, W. D. Hanford, et S. R. Landes. 1988. Occupational injuries in agriculture: a 35-state summary. Chicago, IL: National Safety Council.

Hwang, S., M. Gomez, L. Sobotova, A.D. Stark, J.J. May, et E.M. Hallman. 2001. « Predictors of Hearing Loss in New York Farmers. » *American Journal of Industrial Medicine*, n° 40, p. 23 à 31.

Landen, D.D. et S.A. Hendricks. 1995. Effect of recall on reporting at-work injuries. Public Health Report 110 (3): 350-354.

Lewis, M.Q,, N.L. Sprince, L.F. Burmeister, P.S. Whitten, J.C. Torner et C. Zwerling. 1998. « Work-Related Injuries Among Iowa Farm Operators: An Analysis of the Iowa Farm Family Health and Hazard Surveillance Project. » *American Journal of Industrial Medicine*, n° 33, p. 510 à 517.

Lyman, S., G. McGwin, R. Enochs et J.M. Roseman. 1999. « History of Agricultural Injury Among Farmers in Alabama and Mississippi: Prevalence, Characteristics, and Associated Factors. » *American Journal of Industrial Medicine*, n° 35, p. 499 à 510.

McCurdy, S.A. et D.J. Carroll. 2000. « Agricultural Injury. » *American Journal of Industrial Medicine*, n° 38, p. 463 à 480.

Miller, R.L., J.K. Webster et S.C. Mariger. 2004. « Nonfatal Injury Rates of Utah Agricultural Producers. » *Journal of Agricultural Safety and Health*, vol. 10, n° 4, p. 285 à 293.

Park, T.A., et J. Hartley. 2002. « Factors Influencing the Occurrence and Severity of Farm Accidents: Comparing Work-Related and Nonwork-Related Events. » *Journal of Agricultural Safety and Health*, vol. 8, n° 1, p. 83 à 94.

Pickett, W., L. Hartling, R.J. Brison et J.R. Guernsey. 1999. « Fatal work-related farm injuries in Canada, 1991-1995. » *Journal de l'Association médicale canadienne*, vol. 160, n° 13, p. 1843 à 1848.

Rasmussen, K., O. Carstensen et J.M. Lauritsen. 2000. « Incidence of Unintentional Injuries in Farming Based on One Year of Weekly Registration in Danish Farms. » *American Journal of Industrial Medicine*, n° 38, p. 82 à 89.

Root, N,. 1981, « Injuries at work are fewer among older employees. » *Monthly Labour Review*, vol. 104, n° 3, p. 30 à 34.

Simpson, K., R. Sebastian, T.E. Arbuckle, C. Bancej et W. Pickett. 2004. « Stress on the Farm and Its Association with Injury. » *Journal of Agricultural Safety and Health*, vol. 10, n° 3, p. 141 à 154.

Sprince, N.L., C. Zwerling, C.F. Lynch, P.S. Whitten, K. Thu, N. Logsden-Sackett, L.F. Burmeister, D. P. Sandler et M.C.R. Alavanja. 2003a. « Risk Factors for Agricultural Injury: A Case-Control Analysis of Iowa Farmers in the Agricultural Health Study. » *Journal of Agricultural Safety and Health*, vol. 9, n° 1, p. 5 à 18.

Sprince, N.L., H. Park, C. Zwerling, C.F. Lynch, P.S. Whitten, K. Thu, L.F. Burmeister, P.P. Gillette et M.C.R. Alavanja. 2003b. « Risk Factors for Animal-related Injury Among Iowa Large-Livestock Farmers: A Case-Control Study Nested in the Agricultural Health Study. » *The Journal of Rural Health*, vol. 19, n° 2, p. 165 à 173.

Sprince, N.L., C. Zwerling, C.F. Lynch, P.S. Whitten, K. Thu, P.P. Gillette, L.F. Burmeister et M.C.R. Alavanja. 2003c. « Risk Factors for Falls Among Iowa Farmers: A Case-Control Study Nested in the Agricultural Health Study. » *American Journal of Industrial Medicine,* n° 44, p. 265 à 272.

Sprince, N.L., H. Park, C. Zwerling, C.F. Lynch, P.S. Whitten, K. Thu, P.P.Gillette, L.F. Burmeister et M.C.R. Alavanja. 2002. « Risk Factors for Machinery-related Injury Among Iowa Farmers: A Case-Control Study Nested in the Agricultural Health Study. » *International Journal of Occupational and Environmental Health,* vol. 8, n° 4, p. 332 à 338.

Stallones, L. et C. Beseler. 2003. « Farm work practices and farm injuries in Colorado. » *Injury Prevention,* vol. 9, p. 241 à 244.

Virtanen, S.V., V. Notkola, R. Luukkonen, E. Eskola et K. Kurppa. 2003. « Work Injuries Among Finnish Farmers: A National Register Linkage Study 1996-1997. » *American Journal of Industrial Medicine,* n° 43, p. 314 à 325.

Zhou C., et Roseman J.M. 1994. Agricultural injuries among a population-based sample of farm operators in Alabama. *American Journal of Industrial Medicine* (25): 385-402.

Zwerling, C., N.L. Sprince, R.B. Wallace, C.S. Davis, P.S. Whitten et S.G. Heeringa. 1995. « Occupational Injuries Among Agricultural Workers 51 to 61 Years Old: A National Study. » *Journal of Agricultural Safety and Health,* vol. 1, n° 4, p. 273 à 281.

Annexe Matrice des coefficients de corrélation de Pearson

Variables indépendantes	Ordonnée à l'origine	Sexe	Âge	Rang de l'exploitant	Durée hebdomadaire du travail à la ferme	Durée hebdomadaire du travail hors ferme	Nombre de bovins laitiers	Nombre de bovins de boucherie	Superficie cultivée	Revenus agricoles bruts
Ordonnée à l'origine	**1,0000**	-0,3126	-0,5799	-0,1303	-0,3764	-0,1962	-0,2516	-0,2290	-0,2249	-0,3031
Sexe	-0,3126	**1,0000**	-0,0564	-0,5276	-0,0995	-0,0108	0,0415	-0,0027	0,0655	0,0369
Âge	-0,5799	-0,0564	**1,0000**	0,1551	-0,0254	0,2041	0,0841	0,0042	-0,0051	0,1004
Rang de l'exploitant	-0,1303	-0,5276	0,1551	**1,0000**	-0,0954	0,0202	-0,1049	-0,0496	-0,0418	-0,1022
Durée hebdomadaire du travail à la ferme	-0,3764	-0,0995	-0,0254	-0,0954	**1,0000**	-0,1944	0,1103	0,1527	0,0828	0,1678
Durée hebdomadaire du travail hors ferme	-0,1962	-0,0108	0,2041	0,0202	-0,1944	**1,0000**	0,1169	-0,0153	-0,0004	0,1109
Nombre de bovins laitiers	-0,2516	0,0415	0,0841	-0,1049	0,1103	0,1169	**1,0000**	0,2265	0,1449	-0,2698
Nombre de bovins de boucherie	-0,2290	-0,0027	0,0042	-0,0496	0,1527	-0,0153	0,2265	**1,0000**	-0,2084	0,0106
Superficie cultivée	-0,2249	0,0655	-0,0051	-0,0418	0,0828	-0,0004	0,1449	-0,2084	**1,0000**	-0,3943
Revenu agricole brut	-0,3031	0,0369	0,1004	-0,1022	0,1678	0,1109	-0,2698	0,0106	-0,3943	**1,0000**

Source : Calcul fondé sur le Recensement de l'agriculture, 2001.

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural

(* La *Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural* est maintenant accessible dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). À la page d'*accueil* de Statistique Canada, sélectionnez *Publications* et sous *Publications Internet gratuites*.

N° 1	(21-601-MPF1980001)	**Description de la méthode Theil de prévision de l'erreur quadratique moyenne pour la statistique agricole (1980)**, Stuart Pursey
N° 3	(21-601-MPF1981003)	**Examen du Projet de l'estimation du bétail et recommandations de mesures à prendre (1981)**, Bernard Rosien et Elizabeth Leckie
N° 4	(21-601-MPF1984004)	**Le secteur canadien des oléagineux : vue d'ensemble (1984)**, Glenn Lennox
N° 5	(21-601-MPF1984005)	**Analyse préliminaire de la contribution des paiements directs du gouvernement dans le revenu agricole net réalisé (1984)**, Lambert Gauthier
N° 6	(21-601-MPF1984006)	**Les caractéristiques des exploitants entrant en agriculture et leurs entreprises au sud de l'Ontario pour la période 1966 à 1976 (1984)**, Jean B. Down
N° 7	(21-601-MPF1984007)	**Sommaire des programmes d'aide à la production agricole aux États-Unis (1984)**, Allister Hickson
N° 8	(21-601-MPF1984008)	**Intensité de la pratique de la jachère dans les Prairies : Une analyse des données du recensement de 1981 (1984)**, Les Macartney
N° 9	(21-601-MPF1985009)	**Évolution de la structure du secteur porcin au Canada (1985)**, Mike Shumsky
N° 10	(21-601-MPF1986010)	**Révisions au traitement des loyers de maisons imputés dans les comptes de fermes canadiennes, 1926-1979 (1986)**, Mike Trant
N° 11	(21-601-MPF1992011)	**L'estimateur par le quotient : explication intuitive et utilisation pour estimer les variables agricoles (1992)**, François maranda et Stuart Pursey
N° 12	(21-601-MPF1991012)	**L'effet de la distortion géographique causée par la règle de l'emplacement (1991)**, Rick Burroughs
N° 13	(21-601-MPF1991013)	**La qualité des données agricoles : forces et faiblesses (1991)**, Stuart Pursey
N° 14	(21-601-MPF1992014)	**Autres cadres d'examen des données rurales (1992)**, A.M. Fuller, Derek Cook et Dr. John Fitzsimons
N° 15	(21-601-MPF1993015)	**Tendances et caractéristiques relatives aux régions rurales et aux petites villes du Canada (1993)**, Brian Bigs, Ray Bollman et Michael McNames
N° 16	(21-601-MPF1992016)	**La microdynamique et l'organisation économique de la famille agricole dans le changement structurel en agriculture (1992)**, Phil Ehrensaft et Ray Bollman
N° 17	(21-601-MPF1993017)	**Consommation de céréales et de graines oléagineuses par le bétail et la volaille, Canada et provinces, 1992**, Section du bétail et des produits d'origine animale
N° 18	(21-601-MPF1994018)	**Changements structurels dans le domaine agricole - Étude comparative des tendances et des modèles observés au Canada et aux États-Unis**, Ray Bollman, Leslie A. Whitener et Fu Lai Tung
N° 19	(21-601-MPF1994019)	**Revenu total de la famille agricole selon le type d'exploitation et la taille de celle-ci, et selon la région, en 1990 (1994)**, Saiyed Rizvi, David Culver, Lina Di Piétro et Kim O'Connor
N° 20	(21-601-MPF1991020)	**L'adaptation dans le secteur agricole au Canada (1994)**, George McLaughlin
N° 21	(21-601-MPF1993021)	**Microdynamique de la croissance et de la décroissance des exploitations agricoles : une comparaison Canada - États-Unis**, Fred Gale et Stuart Pursey
N° 22	(21-601-MPF1992022)	**Les structures des gains des ménages agricoles en Amérique du Nord - Positionnement pour la libéralisation des échanges**, Leonard Apedaile, Charles Barnard, Ray Bollman et Blaine Calkins
N° 23	(21-601-MPF1992023)	**Secteur de la pomme de terre : comparaison entre le Canada et les États-Unis**, Glenn Zepp, Charles Plummer et Barbara McLaughlin
N° 24	(21-601-MPF1994024)	**Étude comparative des données américaines et canadiennes sur la structure des fermes**, Victor J. Oliveira, Leslie A. Whitener et Ray Bollman
N° 25	(21-601-MPF1994025)	**Méthodes statistiques de la Sous-section de la commercialisation des grains, document de travail, version 2**, Karen Gray
N° 26	(21-601-MPF1994026)	**Rendement des exploitations agricoles : Estimations établies à partir de la base de données complètes sur les exploitations agricoles**, W. Steven Danford
N° 27	(21-601-MPF1994027)	**La mesure de l'emploi touristique dans les régions rurales**, Brian Biggs

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural (suite)

(* La *Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural* est maintenant accessible dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). À la page d'*accueil* de Statistique Canada, sélectionnez *Publications* et sous *Publications Internet gratuites*.

N° 28*	(21-601-MIF1995028)	**Délimitation de l'écoumène agricole canadien de 1991**, Timothy J. Werschler
N° 29	(21-601-MPF1995029)	**Étude cartographique de la diversité des économies rurales : une typologie préliminaire du Canada rural**, Liz Hawkins
N° 30*	(21-601-MIF1996030)	**Structure et tendances de l'emploi rural au Canada et dans les pays de l'OCDE**, Ron Cunningham et Ray D. Bollman
N° 31*	(21-601-MIF1996031)	**Une nouvelle approche pour les régions autres que les RMR/AR**, Linda Howatson-Leo et Louise Earl
N° 32	(21-601-MPF1996032)	**L'emploi dans l'agriculture et ses industries connexes en région rurale : structure et changement 1981-1991**, Sylvain Cloutier
N° 33*	(21-601-MIF1998033)	**Exploiter une ferme d'agrément - pour le plaisir ou le profit?**, Stephen Boyd
N° 34*	(21-601-MIF1998034)	**Utilisation de la technologie d'imagerie documentaire dans le recensement canadien de l'agriculture de 1996**, Mel Jones et Ivan Green
N° 35*	(21-601-MIF1998035)	**Tendances de l'emploi au sein de la population active non métropolitaine**, Robert Mendelson
N° 36*	(21-601-MIF1998036)	**La population des milieux ruraux et des petites villes s'accroît pendant les années 90**, Robert Mendelson et Ray D. Bollman
N° 37*	(21-601-MIF1998037)	**La composition des établissements commerciaux dans les petites et les grandes collectivités du Canada**, Robert Mendelson
N° 38*	(21-601-MIF1998038)	**Le travail hors ferme des exploitants de fermes de recensement : Aperçu de la structure et profils de mobilité**, Michael Swidinsky, Wayne Howard et Alfons Weersink
N° 39*	(21-601-MIF1999039)	**Le capital humain et le développement rural : quels sont les liens?**, Ray D. Bollman
N° 40*	(21-601-MIF1999040)	**Utilisation de l'ordinateur et d'Internet par les membres des ménages ruraux**, Margaret Thompson-James
N° 41*	(21-601-MIF1999041)	**Les cotisations aux REER des producteurs agricoles canadiens en 1994**, Marco Morin
N° 42*	(21-601-MIF1999042)	**Intégration des données administratives et des données d'enquête de recensement**, Michael Trant et Patricia Whitridge
N° 43*	(21-601-MIF2001043)	**La dynamique du revenu et de l'emploi dans le Canada rural : le risque de la pauvreté et de l'exclusion**, Esperanza Vera-Toscano, Euan Phimister et Alfons Weersink
N° 44*	(21-601-MIF2001044)	**Migration des jeunes ruraux entre 1971 et 1996**, Juno Tremblay
N° 45*	(21-601-MIF2001045)	**Évaluation du bien-être économique des Canadiens ruraux au moyen d'indicateurs de revenu**, Carlo Rupnik, Margaret Thompson-James et Ray D. Bollman
N° 46*	(21-601-MIF2001046)	**Tendances géographiques du bien-être socioéconomique des collectivitées des Premières nations**, Robin P. Armstrong
N° 47*	(21-601-MIF2001047)	**Répartition et concentration des animaux de ferme au Canada**, Martin S. Beaulieu
N° 48*	(21-601-MIF2001048)	**Élevage intensif des animaux de ferme : la taille de l'exploitation a-t-elle son importance?**, Martin S. Beaulieu
N°49*	(21-601-MIF2001049)	**La statistique agricole au service du développement rural**, Ray D. Bolllman
N°50*	(21-601-MIF2001050)	**Situation relative à l'emploi dans les régions rurales et les petites villes : Structure par industrie**, Roland Beshiri et Ray D. Bolllman
N°51*	(21-601-MIF2001051)	**Le temps passé au travail : Comment les agriculteurs jonglent avec leur temps et incidences sur le revenu familial total**, Sylvain Cloutier
N°52*	(21-601-MIF2001052)	**Le profil des producteurs de maïs-grain et de soya génétiquement modifiés au Québec et en Ontario**, Bernard Hategekimana
N°53*	(21-601-MIF2002053)	**Intégration des marchés des bovins du Canada et des États-Unis**, Rita Athwal
N°54*	(21-601-MIF2002054)	**Maïs-grain et soya génétiquement modifiés au Québec et en Ontario en 2000 et 2001**, Bernard Hategekimana

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural (suite)

(* La *Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural* est maintenant accessible dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). À la page d'*accueil* de Statistique Canada, sélectionnez *Publications* et sous *Publications Internet gratuites*.

N°55*	(21-601-MIF2002055)	**Tendances migratoires récentes dans les régions rurales et petites villes du Canada**, Neil Rothwell et autres
N°56*	(21-601-MIF2002056)	**Rendement du secteur du commerce de détail des aliments dans la chaîne agroalimentaire**, David Smith et Michael Trant
N°57*	(21-601-MIF2002057)	**Caractéristiques financières des entreprises acquises dans l'industrie alimentaire canadienne**, Martin S. Beaulieu
N°58*	(21-601-MIF2002058)	**Structure des échanges provinciaux**, Marjorie Page
N°59*	(21-601-MIF2002059)	**Analyse de la rentabilité dans le secteur de la transformation des aliments au Canada**, Rick Burroughs et Deborah Harper
N°60*	(21-601-MIF2002060)	**La diversification du monde rural**, Marjorie L. Page
N°61*	(21-601-MIF2002061)	**Définitions de « rural »**, Valerie du Plessis et autres
N°62*	(21-601-MIF2003062)	**Profil géographique des animaux de ferme au Canada, 1991-2001**, Martin S. Beaulieu et Frédéric Bédard
N°63*	(21-601-MIF2003063)	**Disparité infraprovinciale des revenus au Canada : Données de 1992 à 1999**, Alessandro Alasia
N°64*	(21-601-MIF2003064)	**Les économies et le commerce agricoles Canada-Mexique : des relations nord-américaines plus étroites**, Verna Mitura et autres
N°65*	(21-601-MIF2003065)	**Adoption de technologies informatiques par les entreprises agricoles canadiennes : analyse fondée sur le Recensement de l'agriculture de 2001**, Jean Bosco Sabuhoro et Patti Wunsch
N°66*	(21-601-MIF2004066)	**Facteurs d'utilisation d'Internet à la maison au Canada, 1998 à 2000**, Vik Singh
N°67*	(21-601-MIF2004067)	**Cartographie de la diversité socioéconomique du Canada rural : Une analyse multidimensionnelle**, Alessandro Alasia
N°68*	(21-601-MIF2004068)	**Incidence de l'investissement direct étranger sur le secteur agroalimentaire : analyse empirique**, W.H. Furtan et J.J. Holzman
N°69*	(21-601-MIF2004069)	**Le secteur canadien des bovins de boucherie et les répercussions de l'ESB sur le revenu des familles agricoles**, Verna Mitura et Lina Di Piétro
N°70*	(21-601-MIF2004070)	**Mesure de la concentration dans les industries de transformation des aliments**, Darryl Harrison et James Rude
N°71*	(21-601-MIF2004071)	**Tendances de l'activité liée au travail autonome non agricole chez les femmes des régions rurales**, Valerie du Plessis
N°72*	(21-601-MIF2004072)	**Remaniement de l'Indice des prix des produits agricoles au Canada**, Andy Baldwin
N°73*	(21-601-MIF2005073)	**L'incidence de l'urbanisation sur l'adoption des systèmes de gestion de l'environnement dans l'agriculture canadienne**, Udith Jayasinghe-Mudalige, Alfons Weersink, Brady Deaton, Martin Beaulieu et Mike Trant
N°74*	(21-601-MIF2005074)	**Facteurs favorisant la mise en œuvre des meilleures pratiques de gestion du fumier dans les exploitations porcines**, Diep Le et Martin S. Beaulieu
N°75*	(21-601-MIF2005075)	**La compétitivité de l'industrie de la transformation de la volaille au Canada**, Hao et autres
N°76*	(21-601-MIF2005076)	**Compétences, innovation et croissance : Les questions clés du développement rural et territorial – Survol de la documentation**, Alessandro Alasia
N°77*	(21-601-MIF2006077)	**Profil géographique de la production de fumier au Canada, 2001**, Nancy Hofmann et Martin S. Beaulieu
N°78*	(21-601-MIF2006078)	**Facteurs influant sur l'innovation en biotechnologie au Canada : analyse des données de l'Enquête sur l'utilisation et le développement de la biotechnologie de 2001**, Daryl van Moorsel, J.A.L. Cranfield et David Sparling
N°79*	(21-601-MIF2006079)	**Analyse du financement de l'innovation et de la commercialisation des aliments fonctionnels et des nutraceutiques dans le secteur canadien**, John Cranfield, Deepananda Herath, Spencer Henson and Dave Sparling
N°80*	(21-601-MIF2006080)	**Impact des caractéristiques des exploitations porcines sur leur succès financier**, Véronique Maltais

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural (fin)

(* La *Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural* est maintenant accessible dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). À la page d'*accueil* de Statistique Canada, sélectionnez *Publications* et sous *Publications Internet gratuites*.

N°81*	(21-601-MIF2006081)	**Le chevauchement démographique de l'agriculture et du milieu rural**, Ray. D. Bollman
N°82*	(21-601-MIF2006082)	**Les collectivités du Nord de l'Ontario : diversification, spécialisation et croissance économiques**, Ray D. Bollman, Roland Beshiri et Verna Mitura.
N°83*	(21-601-MIF2007083)	**Les facteurs stimulant l'économie rurale canadienne**, Ray D. Bollman